

資産市場一般均衡モデルの共和分分析 ：資産価格経路の日米比較

Cointegration Analysis of Asset Market General Equilibrium Model
： A Japan-US Comparison of Asset Price Routes

池宮城 尚也
Naoya Ikemiyagi

【要 約】

本稿は、共和分分析を利用し、3資産（貨幣・国債・株式）の資産市場一般均衡モデルについて、日本とアメリカの比較実証分析を行ったものである。問題意識は、「非伝統的金融政策として大規模な長期国債買入れを実施した日本とアメリカで、資産価格経路に相違が見られるか」である。

検証の結果、日米間で資産市場一般均衡モデルの安定性に相違が見られ、日本の非伝統的金融政策が金融市場機能を修復する効果が、アメリカに比べて弱いことが確認された。

【目 次】

1. はじめに
2. 理論的フレームワークと本稿の貢献
3. 実証分析の方針
4. 推定結果
5. 実証結果の解釈
6. 結論

1. はじめに ⁽¹⁾

本稿の目的は、共和分分析を利用して、日本とアメリカの資産市場一般均衡モデルの比較検証を実証的に行うことである。

日本とアメリカの資産市場一般均衡モデルを実証的に検証する理由は次の通りである。

2008年9月の世界金融危機後、日米欧で実施された非伝統的金融政策は、「伝統的な政策手段である政策金利が事実上ゼロ%まで低下したもとで、さらに緩和効果を追求する政策」と定義される ⁽²⁾。非伝統的金融政策が実体経済に景気刺激効果を

持っているか否かについては議論が分かれており、いまだに重要な研究課題のひとつである。

非伝統的金融政策の効果を説明する理論的フレームワークの1つに、効果波及経路としての資産価格を分析する、資産市場一般均衡モデルがある。

資産市場一般均衡モデルは、資産選択が2種類（貨幣か債券）に限られているIS-LMモデルの金融部門を3資産（貨幣・国債・株式）に拡張したもので、中央銀行による長期国債買入れが金利や株価に与える影響を分析することができる。

本稿の実証分析では、資産市場一般均衡モデルの比較静学分析ではなく、モデルにおける3資産の需給均衡の安定的な存在の可能性を分析の対象とする。現実の経済変数（データ）は常にランダムショックを経験しているため、比較静学分析の前提になる、静学的均衡（外生変数の変化に対して内生変数が瞬時に新しい均衡に調整される）を実証分析で定義することが難しいためである⁽³⁾。

日本とアメリカで、非伝統的金融政策として大規模な長期国債買入れが実施されたが、その効果に違いがあると見られている。資産市場一般均衡モデル（資産価格経路）にも日本とアメリカで相違があるのか定量的に比較検証できれば、意義がある。

本稿で利用する共和分分析はCointegrated VARである。Cointegrated VARを利用した先行研究の多くは実質貨幣需要システムを検証しているが、本稿では資産市場一般均衡モデルを検証している。

本稿の構成は次の通りである。まず第2節で理論的フレームワークと本稿の貢献について述べ、第3節で実証分析の方針を説明する。第4節で推定結果を報告し、第5節で実証結果を解釈する。第6節は結論である。

2. 理論的フレームワークと本稿の貢献

まず、本稿の実証分析の理論的フレームワークを説明する⁽⁴⁾。前節で述べた通り、資産市場一般均衡モデルで想定されている比較静学分析を実証的に抽出することは不可能だが、資産価格経路が機能する場合のメカニズムとして言及しておく必要がある。

資産市場一般均衡モデルとして、貨幣（マネタリーベース）・国債・株式の3資産モデルを考える。各資産への需要は、そ

れ自身の収益率の増加関数（それ自身の価格の減少関数）、他の資産の収益率の減少関数（他の資産の価格の増加関数）と仮定する。この仮定の下で、貨幣需要は国債利回り（ i_B ）の減少関数、株価（ p_K ）の増加関数となる。国債需要は国債利回りの増加関数、株価の増加関数となる。そして株式需要は国債利回りの減少関数、株価の減少関数となる。以上の仮定は「粗代替性（gross substitute）の仮定」と呼ばれる。

粗代替性の仮定の下で、各市場の需給均衡を表す条件式を「超過需要=0」の形で表現すると次のようになる。

貨幣市場の需給均衡式：

$$MM\left(\bar{i}_B, p_K^+\right) = M^D\left(\bar{i}_B, p_K^+\right) - M^S = 0 \quad (1)$$

国債市場の需給均衡式：

$$BB\left(i_B^+, p_K^+\right) = B^D\left(i_B^+, p_K^+\right) - B^S = 0 \quad (2)$$

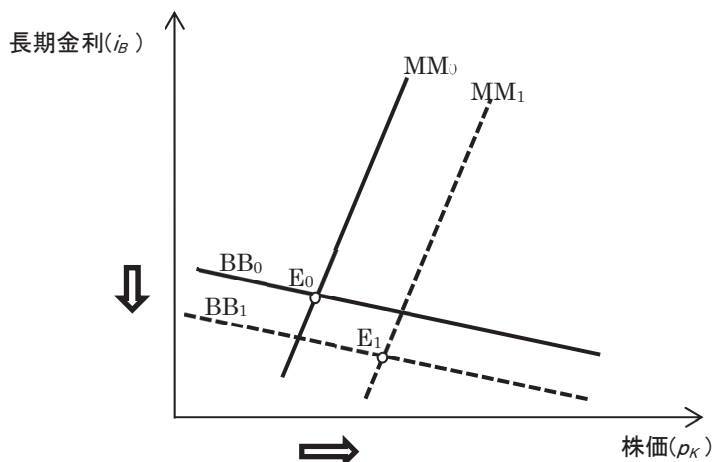
株式市場の需給均衡式：

$$KK\left(\bar{i}_B, \bar{p}_K\right) = K^D\left(\bar{i}_B, \bar{p}_K\right) - p_K K^S = 0 \quad (3)$$

M, B, K はそれぞれ貨幣、国債、株式を表し、右上の添え字 D, S はそれぞれ需要、供給を表している。（）の上の＋、－は増加関数、減少関数を表している。

ワルラスの法則を使い、3資産モデルのうち、貨幣と国債の2つの資産の需給均衡式（ $MM=0$ と $BB=0$ ）に基づいて長期金利と株価の決定を説明する。図1の MM 曲線（ MM_0 ）は貨幣市場の需給一致をもたらす長期金利と株価の関係を表し、 BB 曲線（ BB_0 ）は国債市場の需給一致をもたらす長期金利と株価の関係を表している。

図1 資産市場一般均衡モデル：3資産（貨幣・国債・株式）モデル



[出所]：宮尾[2]p.77。

MM 曲線が右上がりになるのは、貨幣需要が長期金利の減少関数、株価の増加関数であることから導かれる。金利が下がると貨幣需要が増加するので（需要＞供給）、需給一致を回復するには株価が下がって（株価収益率が上がって）貨幣需要を減少させる必要がある。 BB 曲線が右下がりになるのは、国債需要が金利の増加関数、株価の増加関数であることから導かれる。金利が上がると国債需要が増加するので（需要＞供給）、需給一致を回復するには株価が下がって（株価収益率が上がって）国債需要を減少させる必要がある。

また、 BB 曲線の傾きが MM 曲線よりも緩やかなのは、国債需要の金利感応度は、それ自身の収益率に対する反応度であるため、他の資産需要における反応度（貨幣需要や株式需要の金利感応度）よりも高い、という想定に基づいている。

中央銀行による国債買入は、中央銀行が国債を買い取り、貨幣を供給するので、国債供給が減少し、マネタリーベースが増加する。これらは図1の BB 曲線の左下シフト ($BB_0 \Rightarrow BB_1$)、 MM 曲線の右下シフ

ト ($MM_0 \Rightarrow MM_1$) として表される。

以上の様に、資産価格経路が機能する場合には、国債買入れ政策は、長期金利を押し下げ、株価を押し上げる効果を発揮することが示される。

次に、先行研究に言及しつつ、本稿の貢献を述べたい。

Cointegrated VAR を利用して資産価格経路を検証した先行研究に Wiedmann[21] と Belke and Beckmann[3] があり、ともに日本とアメリカを検証の対象国に含んでいる⁽⁵⁾。

Wiedmann[21] は、標本期間 1983 年 Q3 ～ 2008 年 Q3 であり、データとして実質貨幣ストック (M3)・実質株価・実質 GDP・インフレ率 (CPI)・短期金利（政策金利）・長期金利（10 年物国債利回り）・資本フロー（対 M3 比）の 7 変数を利用している。検証の結果、日本では、実質貨幣量とトレンド・実質株価・インフレ率、実質 GDP とトレンド・実質株価・政策金利、長期金利とインフレ率（実質長期金利）、資本フローと実質貨幣量の 4 つの長期的な共和分関係が識別された⁽⁶⁾。アメリカで

は、実質 GDP と実質貨幣量・実質株価・トレンド、インフレ率と（実質貨幣量－実質 GDP）・トレンド、長期金利と政策金利・インフレ率、長短スプレッドと実質長期金利、資本フローの 5 つの長期的な共和分関係が識別された⁽⁷⁾。

Belke and Beckmann[3] の検証の対象国、モデル及びデータは Wiedmann[21] と同様だが、標本期間が 1983 年 Q3 ～ 2013 年 Q1 であり、世界金融危機を含んでいるところが異なっている。検証の結果、日本では、世界金融危機の前後で、実質貨幣ストックと実質株価のプラスの共和分関係が抽出され、実質株価と短期金利の共和分関係は抽出されなかった。一方、アメリカでは、世界金融危機の前後で、実質貨幣ストックと実質株価に共和分関係が抽出されず、実質株価と短期金利のマイナスの共和分関係が抽出された。

Wiedmann[21] と Belke and Beckmann[3] の実証モデルの特徴は、実質貨幣ストック・実質株価・実質 GDP・インフレ率）・短期金利・長期金利・資本フローの 7 変数全てを内生変数として仮定し、どの様な金融政策の効果波及経路が動学的関係として抽出されるのかを試み、その 1 部として資産価格経路が現れていることである⁽⁸⁾。

本稿の実証モデルの特徴は、資産市場一般均衡モデル、すなわち長期金利・株価・貨幣を内生変数とした *BB* 曲線と *MM* 曲線による資産価格経路を、直接的に検証することである。*BB* 曲線と *MM* 曲線がシフトする比較静学を実証的行うことが困難なため、Johansen and Juselius[17] のアイデアに基づいて、実証モデルが長期均衡から乖離する作用 (Pushing Forces) と長期均衡に戻る作用 (Pulling Forces) を検証する。ここでの長期均衡とは、2 つの共和分関係が *BB* 曲線及び *MM* 曲線とし

て別々に識別される状況である。Pushing Forces と Pulling Forces の検証から、日本とアメリカの資産価格経路の相違を抽出する。以上が本稿の貢献である。

3. 実証分析の方針

本節で分析に用いる変数は、日本のモデルがマネタリーベース・長期金利・株価・実質実効為替レートで、アメリカのモデルがマネタリーベース・長期金利・株価・失業率である。マネタリーベース・株価指数・実質実効為替レートは対数値を取る。長期金利は日米ともに 10 年物国債利回りであり、株価は日本が TOPIX、アメリカが S&P500 である⁽⁹⁾。本稿での表記は、マネタリーベースが *lnMB*、長期金利が *BY*、株価が *lnS*、実質実効為替レートが *lnREX*、失業率が *UNER* である。

データは、2001 年 3 月から 2015 年 12 月の月次データを用いる。日本で量的緩和政策が採用された 2001 年 3 月を開始期とし、アメリカが政策金利を引き上げた 2015 年 12 月を終了期とした。そして、世界金融危機が発生した 2008 年 9 月以後のトレンドをダミー変数として利用している。

実証モデルを説明する⁽¹⁰⁾。はじめに、VAR を想定する。

$$X_t = \sum_{i=1}^k A_i X_{t-i} + \Phi D_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

(4) 式の下で、誤差修正表現として表される次の (5) 式が Cointegrated VAR である。

$$\Delta X_t = \Pi X_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \Phi D_t + \varepsilon_t \quad (5)$$

$$\Pi = \sum_{i=1}^k A_i - I_p \quad \Gamma_i = - \sum_{j=i+1}^k A_j$$

$$A(z) = (1-z)I_p - \Pi z - \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i (1-z)z^i$$

共和分関係が存在すれば、 Π は $\Pi = \alpha\beta'$ と分解でき (α と β の次数は $p \times r$, $\text{rank}=r$ である), α を調整ベクトル, β は共和分ベクトルと呼ばれる。また, D_i はダミー変数, ε_t は残差項ベクトルである。そして, $A(z)$ は (5) 式の固有方程式である。(5) 式の誤差修正表現がシステム変数間の長期均衡に戻る作用 (Pulling Forces) として解釈され, $\Pi = \alpha\beta'$ における β' が Pulling Forces を説明する。

次に Cointegrated VAR を MA 表現にする。

$$X_t = C \sum_{i=1}^l (\varepsilon_i + \psi D_i) + C^*(L)(\varepsilon_t + \Phi D_t) + A \quad (6)$$

$$\tilde{\beta}_\perp = \beta_\perp (\alpha'_\perp \Gamma \beta_\perp)^{-1} \quad \Gamma = I - \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \quad (7)$$

$$C = \tilde{\beta}_\perp \alpha'_\perp \quad (8)$$

(6) 式は Johansen[11] における Granger の表現定理 (Theorem 4.1) より導出される VMA で, 上記 $A(z)$ の固有値 z について $|z| > 1$ または $z=1$ を仮定する場合に成立する。 $C^*(L)$ はラグオペレータ, A 項は初期値に依存し, $\beta'A=0$ を満たす。そして C が長期の impact matrix (8) 式を構成する。Cointegrated VAR を MA 表現にした (6) 式が, システム変数間の長期均衡から乖離する作用 (Pushing Forces) として解釈され, (7) 式の $\tilde{\beta}_\perp$ が Pushing Forces を説明する。

実証分析の方針は次の通りである。

標本期間の全期間は 2001 年 3 月～2015 年 12 月である。日本については 2001 年 3 月～2013 年 3 月で推定を行い, 全期間の推定と比較することで, 日本における量的・質的金融緩和政策の資産市場一般均衡モデルへの効果を調べる。アメリカについては

2001 年 3 月～2010 年 10 月で推定を行い, 全期間の推定と比較することで, LSAP2 の資産市場一般均衡モデルへの効果を調べる。

検証の手順は次の通りである。第 1 に, 日本とアメリカで, 各々の 2 つの推定期間について共和分テストを行う。日本では [lnMB, BY, lnSP, lnREX, TDM, Trend] で, アメリカでは [lnMB, BY, lnSP, UNER, TDM, Trend] で, 共和分ランク 2 が支持されるかを確認する。

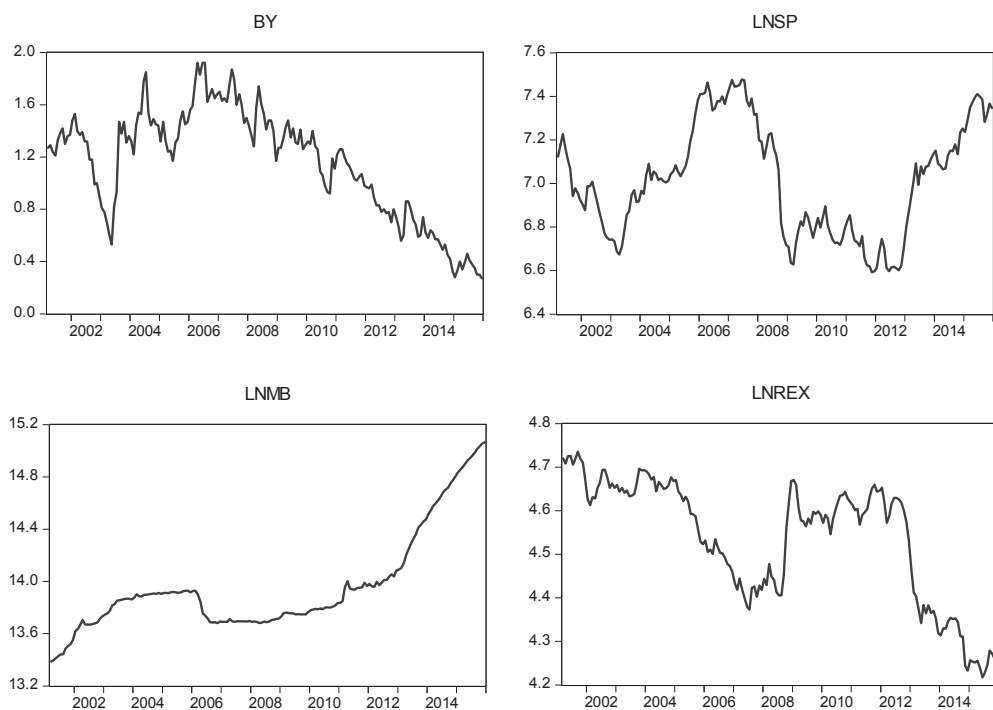
第 2 に, 日本とアメリカ, 各々の 2 つの推定期間について識別制約テストを行い, 日本では [BY, lnSP, lnREX, TDM, Trend] の共和分ベクトルを BB 曲線として, [lnMB, BY, lnSP, TDM, Trend] の共和分ベクトルを MM 曲線として識別できるか調べ, Pulling Forces となるのか確認する。アメリカでは [BY, lnSP, UNER, TDM, Trend] の共和分ベクトルを BB 曲線として, [lnMB, BY, lnSP, TDM, Trend] の共和分ベクトルを MM 曲線として識別できるか調べ, Pulling Forces となるのか確認する。

第 3 に, 日本とアメリカの 4 つの実証モデルについて, MB ショックに対して長期均衡から乖離する作用 (Pushing Forces) を調べる。

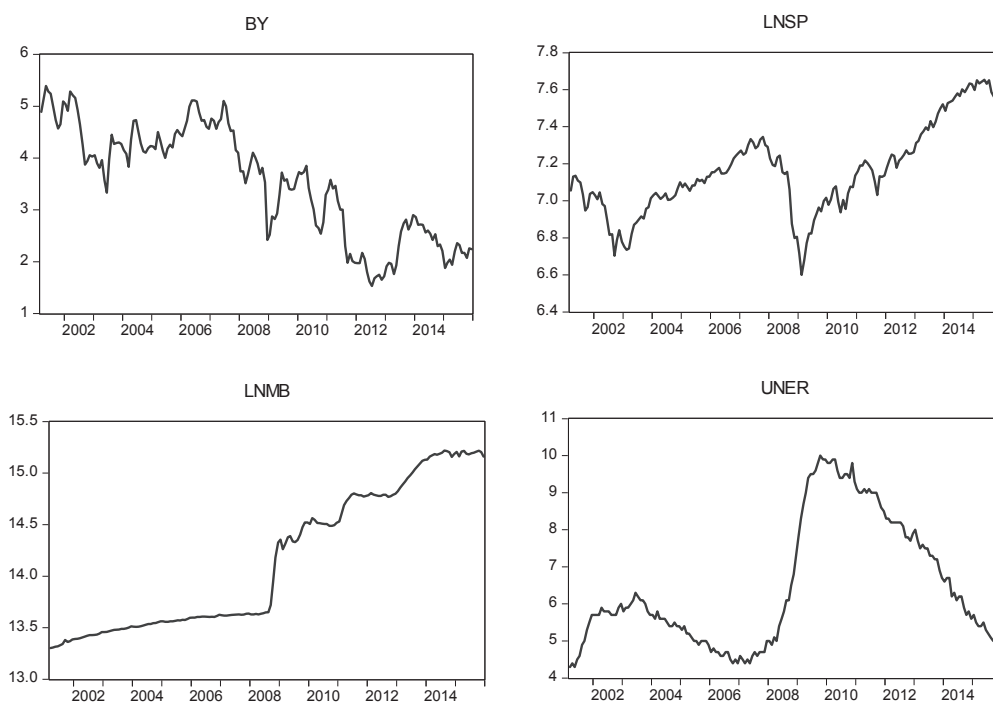
第 4 に, 4 つの実証モデル各々で, Pulling Forces と Pushing Forces の結果を 1 つの式にまとめ, 日本における量的・質的金融緩和政策以前の期間と全期間の比較, アメリカにおける LSAP 以前の期間と全期間の比較を行い, 解釈を試みる。

図2 データ

(1) 日本



(2) アメリカ



4. 推定結果

まず、予備的な検証として、実証モデルの各変数が単位根を持つ $I(1)$ かどうかテストする。本節では、Dickey and Fuller[8] による ADF (Augmented Dickey Fuller) テストを利用する。レベル変数のテスト、階差変数のテストともに確定的な変数は定数項のみを含む。ラグ次数は SBIC (シュワルツ情報量基: Schwarz Bayesian Information Criterion) により選択する。

単位根テストの結果は、日本については

表 1 単位根テストの結果

日本:2001 年 3 月～2015 年 12 月

変数	ADF	変数	ADF
A レベル		B 階差	
lnMB	1.22(4)	Δ lnMB	-8.59(0)**
BY	-1.05(0)	Δ BY	-13.44(0)**
lnSP	-1.52(2)	Δ lnSP	-10.45(0)**
lnREX	-0.68(0)	Δ lnREX	-10.06(0)**

表 3 単位根テストの結果

アメリカ:2001 年 3 月～2015 年 12 月

変数	ADF	変数	ADF
A レベル		B 階差	
lnMB	-0.25(2)	Δ lnMB	-7.75(2)**
BY	-1.86(2)	Δ BY	-10.64(0)**
lnSP	-0.45(0)	Δ lnSP	-11.36(0)**
UNER	-1.89(6)	Δ UNER	-9.90(0)**

表 1・表 2 で、アメリカについては表 3・表 4 で報告している。日本とアメリカ各々 2 つの推定期間において、各変数とも、レベルでは、「単位根が存在する」という帰無仮説は棄却されなかった。階差では、一般的に帰無仮説を強く棄却する結果が得られ、定常的であることが支持された。従って、各変数が 1 つの単位根を有する $I(1)$ 変数であることが確認された。

次に、各変数が単位根変数であることが支持されたので、共和分関係の検証を行う。共和分テストには、Johansen and

表 2 単位根テストの結果

日本:2001 年 3 月～2013 年 3 月

変数	ADF	変数	ADF
A レベル		B 階差	
lnMB	-1.53(0)	Δ lnMB	-8.93(0)**
BY	-1.58(0)	Δ BY	-12.12(0)**
lnSP	-1.76(2)	Δ lnSP	-8.67(0)**
lnREX	-1.88(2)	Δ lnREX	-8.57(0)**

表 4 単位根テストの結果

アメリカ:2001 年 3 月～2010 年 10 月

変数	ADF	変数	ADF
A レベル		B 階差	
lnMB	0.31(2)	Δ lnMB	-6.76(2)**
BY	-2.01(2)	Δ BY	-8.60(0)**
lnSP	-2.01(2)	Δ lnSP	-8.50(0)**
UNER	-1.66(8)	Δ lnREX	-6.88(0)**

臨界値表

	10%(†)	5%(*)	1%(**)
Demeaned ADF	-2.58	-2.88	-3.47

Juselius[13] のトレース検定 (λ -trace) を利用する。ラグ次数は 2 期を仮定し、最大固有値検定の帰無仮説は「 r 個の共和分ベクトルが存在する」、対立仮説が対立仮説が「 $r+1$ 個の共和分ベクトルが存在する」である。臨界値には、Osterwald-Lenum[18] の臨界値表に、小標本サイズの問題を考慮した Chenug and Lai[5] による修正をした数値を利用した。

日本の実証モデルは $[\ln MB, BY, \ln SP, \ln REX, TDM, Trend]$ の 6 変数モデル、アメリカの日本の実証モデルは $[\ln MB, BY,$

$\ln SP, UNER, TDM, Trend]$ の 6 変数モデルである。トレース検定の結果、表 5 および表 6 で報告している。日本とアメリカ各々 2 つの 4 つのモデルで $r=2$ の共和分が支持された。

表 7 で、日本の 6 変数モデルにおける $[BY, \ln SP, \ln REX, TDM, Trend]$ の共和分ベクトル β_1 を BB 曲線、 $[\ln MB, BY, \ln SP, TDM, Trend]$ の共和分ベクトル β_2 を MM 曲線として識別できるか調べた結果を報告している⁽¹¹⁾。日本の BB 曲線と MM 曲線は (9)・(10) 式で表される。

表 5 共和分テストの結果、日本

:トレース検定		
システム	JPN1512	JPN1303
$\ln MB, BY, \ln SP, \ln REX$	62.79**	62.33**

表 6 共和分テストの結果、アメリカ

:トレース検定		
システム	USA1512	USA1010
$\ln MB, BY, \ln SP, UNER$	73.74**	61.97**

臨界値表:2001 年 3 月～2015 年 12 月

4 変数 (ラグ=2)

	10%([†])	5%(*)	1%(**)
rank $r=0$	16.82	19.03	24.56
rank $r=1$	32.90	36.18	42.40

臨界値表:2001 年 3 月～2013 年 3 月

4 変数 (ラグ=2)

	10%([†])	5%(*)	1%(**)
rank $r=0$	17.00	19.23	24.83
rank $r=1$	33.25	36.57	42.85

臨界値表:2001 年 3 月～2010 年 10 月

4 変数 (ラグ=2)

	10%([†])	5%(*)	1%(**)
rank $r=0$	17.25	19.52	25.20
rank $r=1$	33.75	37.11	43.49

JPN : *BB* 曲線

$$BY + \beta_{11} \ln SP + \beta_{12} \ln REX + \beta_{13} TDM + \beta_{14} Trend = u_{1t} \quad (9)$$

JPN : *MM* 曲線

$$BY + \beta_{21} \ln SP + \beta_{22} \ln MB + \beta_{23} TDM + \beta_{24} Trend = u_{2t} \quad (10)$$

標本期間の全期間 2001 年 3 月～2015 年 12 月の JPN1512 モデルでは、 χ^2 統計量が 3.109, p 値が 0.211 となり、*BB* 曲線と *MM* 曲線の識別制約は採択された。Cointegrated VAR モデルの形式で表記した (9)・(10) 式では $\ln SP$ が左辺にあるため、 $\ln SP$ の係数の符号が *BB* 曲線ではプラス、*MM* 曲線ではマイナスであれば理論モデルと整合的である。*BB* 曲線の $\ln SP$ の係数は 1.804, *MM* 曲線の係数は -0.771 となり、ともに絶対値が 2 を上回

る有意な t 値を得て、理論モデルと整合的になった。

Pulling Forces は (11)・(12) 式の通りである。

JPN1512 : *BB* 曲線

$$BY + 1.804 \ln SP + 10.422 \ln REX + 0.041 Trend = u_{1t} \quad (11)$$

JPN1512 : *MM* 曲線

$$BY - 0.771 \ln SP + 0.573 \ln MB + 0.003 TDM - 0.003 Trend = u_{2t} \quad (12)$$

Pushing Forces は (13) 式の様になった。

$$\begin{bmatrix} \ln MB \\ BY \\ \ln SP \\ \ln REX \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1.519 \\ -0.697 \\ 0.225 \\ 0.028 \end{bmatrix} \sum (\varepsilon_{AD} + \psi D_i) + C^*(L)(\varepsilon_{AD} + \Phi D_i) + A \quad (13)$$

表 7 識別制約テストの結果：日本

JPN1512 モデル			JPN1303 モデル		
$\chi^2(1) = 3.109[0.211]$			$\chi^2(1) = 0.531[0.767]$		
	β_1	β_2		β_1	β_2
lnMB	0.000 (.NA)	0.573 (4.138)	lnMB	0.000 (.NA)	0.800 (3.342)
BY	1.000 (.NA)	1.000 (.NA)	BY	1.000 (.NA)	1.000 (.NA)
lnSP	1.804 (-2.246)	-0.771 (-4.698)	lnSP	-0.301 (-0.739)	-0.519 (-2.176)
lnREX	10.422 (6.069)	0.000 (.NA)	lnREX	4.067 (5.266)	0.000 (.NA)
TDM0809	0.000 (.NA)	0.003 (2.447)	TDM0809	0.000 (.NA)	0.003 (2.048)
Trend	0.041 (6.289)	0.003 (2.447)	Trend	0.022 (6.0267)	0.003 (2.048)

標本期間が 2001 年 3 月～2013 年 3 月の JPN1303 モデルでは、 χ^2 統計量が 0.531, p 値が 0.767 となり、*BB* 曲線と *MM* 曲線の識別制約は採択された。*BB* 曲線の $\ln SP$ の係数は -0.301 , *MM* 曲線の係数は -0.519 となり、*BB* 曲線の符号条件が理論モデル

と非整合的となった。また、 $\ln SP$ の傾きについて、*MM* 曲線では t 値の絶対値が 2 を上回ったが、*BB* 曲線では t 値の絶対値は 2 を大きく下回った。

Pulling Forces は (14)・(15) 式の通りである。

表 8 識別制約テストの結果：アメリカ

USA1512 モデル			USA1010 モデル		
$\chi^2(1)=1.820[0.402]$			$\chi^2(1)=3.783[0.151]$		
	β_1	β_2		β_1	β_2
$\ln MB$	0.000 (.NA)	42.072 (9.652)	$\ln MB$	0.000 (.NA)	74.495 (11.541)
BY	1.000 (.NA)	1.000 (.NA)	BY	1.000 (.NA)	1.000 (.NA)
$\ln SP$	9.801 (-2.997)	-25.790 (-7.164)	$\ln SP$	-4.839 (-8.541)	-6.228 (-1.038)
$UNER$	3.449 (3.266)	0.000 (.NA)	$UNER$	0.000 (.NA)	0.000 (.NA)
$TDM0809$	0.191 (5.009)	-0.181 (2.828)	$TDM0809$	0.108 (6.377)	-0.216 (-4.202)
$Trend$	0.000 (.NA)	0.000 (.NA)	$Trend$	0.025 (7.451)	-0.216 (-4.202)

JPN1303 : *BB* 曲線

$$BY - 0.301 \ln SP + 4.067 \ln REX + 0.022 Trend = u_{1t} \quad (14)$$

JPN1303 : *MM* 曲線

$$BY - 0.519 \ln SP + 0.800 \ln MB + 0.003 TDM + 0.003 Trend = u_{2t} \quad (15)$$

Pushing Forces は (16) 式の様になった。

$$\begin{bmatrix} \ln MB \\ BY \\ \ln SP \\ \ln REX \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1.065 \\ -1.012 \\ -0.309 \\ 0.226 \end{bmatrix} \sum (\varepsilon_{AD} + \psi D_i) + C^*(L)(\varepsilon_{AD} + \Phi D_i) + A \quad (16)$$

表 8 で、アメリカの 6 変数モデルにおける $[BY, \ln SP, UNER, TDM, Trend]$ の共和分ベクトル β_1 を *BB* 曲線、 $[\ln MB, BY, \ln SP, TDM, Trend]$ の共和分ベクトル β_2 を *MM* 曲線として識別できるか調べた結

果を報告している。アメリカの BB 曲線と MM 曲線は (17)・(18) 式で表される。

USA : BB 曲線

$$BY + \beta_{11} \ln SP + \beta_{12} UNER + \beta_{13} TDM + \beta_{14} Trend = u_{1t} \quad (17)$$

USA : MM 曲線

$$BY + \beta_{21} \ln SP + \beta_{22} \ln MB + \beta_{23} TDM + \beta_{24} Trend = u_{1t} \quad (18)$$

標本期間の全期間 2001 年 3 月～2015 年 12 月の USA1512 モデルでは、 χ^2 統計量が 1.820, p 値が 0.4021 となり、 BB 曲線と MM 曲線の識別制約は採択された。Cointegrated VAR モデルの形式で表記した (17)・(18) 式では $\ln SP$ が左辺にあるため、 $\ln SP$ の係数の符号が BB 曲線ではプラス、 MM 曲線ではマイナスであれば理論モデルと整合的である。 BB 曲線の $\ln SP$ の係数は 9.801, MM 曲線の係数は -25.790 となり、ともに絶対値が 2 を上回る有意な t 値を得て、理論モデルと整合的になった。

Pulling Forces は (19)・(20) 式の通りである。

USA1512 : BB 曲線

$$BY + 9.801 \ln SP + 3.449 UNER + 0.091 TDM = u_{1t} \quad (19)$$

USA1512 : MM 曲線

$$BY - 25.790 \ln SP + 42.072 \ln MB - 0.181 TDM = u_{2t} \quad (20)$$

Pushing Forces は (21) 式の様になった。

$$\begin{bmatrix} \ln MB \\ BY \\ \ln SP \\ UNER \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0.457 \\ 0.203 \\ 0.753 \\ -2.199 \end{bmatrix} \sum (\varepsilon_{AD} + \psi D_i) + C^*(L)(\varepsilon_{AD} + \Phi D_i) + A \quad (21)$$

標本期間が 2001 年 3 月～2010 年 10 月の USA1010 モデルでは、 χ^2 統計量が 3.783, p 値が 0.151 となり、 BB 曲線と MM 曲線の識別制約は採択された。 BB 曲線の $\ln SP$ の係数は -4.839, MM 曲線の係数は -6.228 となり、 BB 曲線の符号条件が理論モデルと非整合的となった。また、 $\ln SP$ の傾きについて、 BB 曲線では t 値の絶対値が 2 を上回ったが、 MM 曲線では t 値の絶対値は 2 を大きく下回った。

Pulling Forces は (22)・(23) 式の通りである。

USA1010 : BB 曲線

$$BY - 4.839 SP + 0.108 TDM + 0.25 Trend = u_{1t} \quad (22)$$

USA1010 : MM 曲線

$$BY - 6.228 \ln SP + 74.495 \ln MB - 0.216 TDM - 0.216 Trend = u_{2t} \quad (23)$$

Pushing Forces は (24) 式の様になった。

$$\begin{bmatrix} \ln MB \\ BY \\ \ln SP \\ UNER \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0.018 \\ 3.241 \\ 0.738 \\ -0.680 \end{bmatrix} \sum (\varepsilon_{AD} + \psi D_i) + C^*(L)(\varepsilon_{AD} + \Phi D_i) + A \quad (24)$$

5. 実証結果の解釈

本節では、実証結果について、長期均衡に戻る作用 (Pulling Forces) と長期均衡から乖離する作用 (Pushing Forces) の視点で解釈を試みる。

まず、長期均衡に戻る作用 (Pulling Forces) の結果を解釈する。

日本の 2 つの実証モデル、JPN1512 と JPN1303 で $r=2$ の共和分が支持された。

JPN1303 モデルでは、 MM 曲線の $\ln SP$

の符号条件が整合的な一方で、 BB 曲線の $\ln SP$ の符号条件は非整合的である。量的・質的金融緩和政策が導入される前の、日本の BB 曲線が長期均衡に戻る作用は、正常な状況ではなかったことになる。JPN1512 モデルでは、 BB 曲線と MM 曲線の $\ln SP$ の符号条件はともに整合的になった。だが、 BB 曲線の傾きが急で MM 曲線の傾きが緩やかである。量的・質的金融緩和政策期は、 BB 曲線と MM 曲線が長期均衡に戻る途上だったと言える。

アメリカの2つの実証モデル、USA1512 と USA1010 で $r=2$ の共和分が支持された。

USA1010 モデルでは、 MM 曲線の $\ln SP$ の符号条件は整合的だが t 値の絶対値が小さく、 BB 曲線の $\ln SP$ の符号条件は非整合的であるものの t 値の絶対値が大きい。LSAP が導入される前の、アメリカの BB 曲線と MM 曲線が長期均衡に戻る作用は、正常な状況ではなかったことになる。USA1512 モデルでは、 BB 曲線と MM 曲線の $\ln SP$ の符号条件がともに整合的で t 値も有意であり、LSAP2 によって BB 曲線と MM 曲線が長期均衡に戻る作用が正常な状況になったと言える。

次に長期均衡から乖離する作用 (Pushing Forces) の結果を解釈する。Pushing Forces を説明する $\tilde{\beta}_\perp$ として、モデルの変数に対する MB ショックの係数を記載した。

日本の JPN1512 と JPN1303 の Pushing Forces の比較、アメリカの USA1512 と USA1010 の Pushing Forces の比較で顕著なのは次の2点である。第1に、非伝統的金融政策の導入前と後で、アメリカの BY の MB ショック係数の絶対値が日本と比べて著しく小さくなっていること。第2に、非伝統的金融政策の導入前と後

で、アメリカの $\ln SP$ の MB ショック係数がほとんど変化していないのに対し、日本の $\ln SP$ の MB ショック係数は符号が逆になっている。

最後に、4つのモデルについて、Pulling Forces と Pushing Forces の検証結果を1つの式にまとめてみる⁽¹²⁾。8つの式は、資産市場一般均衡モデルに対する MB ショックの影響を表している。

JPN1512 : BB 曲線

$$\begin{aligned} & BY + 1.804 \ln SP + 10.422 \ln REX \\ &= -0.0697 \sum \varepsilon_{MB} + 1.804(+0.225) \sum \varepsilon_{MB} \quad (25) \\ &+ 10.422(+0.028) \sum \varepsilon_{MB} \\ &= 0.000716 \sum \varepsilon_{MB} \end{aligned}$$

JPN1512 : MM 曲線

$$\begin{aligned} & BY - 0.771 \ln SP + 0.573 \ln MB \\ &= -0.0697 \sum \varepsilon_{MB} - 0.771(+0.225) \sum \varepsilon_{MB} \quad (26) \\ &+ 0.573(+0.1519) \sum \varepsilon_{MB} \\ &= -0.000088 \sum \varepsilon_{MB} \end{aligned}$$

JPN1303 : BB 曲線

$$\begin{aligned} & BY - 0.301 \ln SP + 4.067 \ln REX \\ &= -1.012 \sum \varepsilon_{MB} - 0.301(-0.309) \sum \varepsilon_{MB} \quad (27) \\ &+ 4.067(+0.226) \sum \varepsilon_{MB} \\ &= 0.000151 \sum \varepsilon_{MB} \end{aligned}$$

JPN1303 : MM 曲線

$$\begin{aligned} & BY - 0.519 \ln SP + 0.800 \ln MB \\ &= -1.012 \sum \varepsilon_{MB} - 0.519(-0.309) \sum \varepsilon_{MB} \quad (28) \\ &+ 0.800(+1.065) \sum \varepsilon_{MB} \\ &= 0.000371 \sum \varepsilon_{MB} \end{aligned}$$

USA1512 : BB 曲線

$$\begin{aligned} & BY + 9.801 \ln SP + 3.449 \ln UNER \\ &= 0.203 \sum \varepsilon_{MB} + 9.801(+0.753) \sum \varepsilon_{MB} \quad (29) \\ &+ 3.449(-2.199) \sum \varepsilon_{MB} \\ &= -0.001198 \sum \varepsilon_{MB} \end{aligned}$$

USA1512 : *MM* 曲線

$$\begin{aligned} & BY - 25.790 \ln SP + 42.072 \ln MB \\ &= 0.203 \sum \varepsilon_{MB} - 25.790(+0.753) \sum \varepsilon_{MB} \quad (30) \\ &+ 42.072(+0.457) \sum \varepsilon_{MB} \\ &= 0.010034 \sum \varepsilon_{MB} \end{aligned}$$

USA1010 : *BB* 曲線

$$\begin{aligned} & BY - 4.839 SP \\ &= 3.241 \sum \varepsilon_{MB} - 4.389(+0.738) \sum \varepsilon_{MB} \quad (31) \\ &= 0.001918 \sum \varepsilon_{MB} \end{aligned}$$

USA1010 : *MM* 曲線

$$\begin{aligned} & BY - 6.228 \ln SP + 74.495 \ln MB \\ &= 3.241 \sum \varepsilon_{MB} - 6.228(+0.738) \sum \varepsilon_{MB} \quad (32) \\ &+ 74.95(+0.018) \sum \varepsilon_{MB} \\ &= -0.006164 \sum \varepsilon_{MB} \end{aligned}$$

日本の *BB* 曲線と *MM* 曲線の各々について JPN1512 と JPN1303 で比較すると、*BB* 曲線の MB ショック係数の絶対値が大きく、*MM* 曲線の MB ショック係数の絶対値が小さくなっている。量的・質的緩和政策によって *BB* 曲線の傾きが正常になる一方で、MB ショックの影響が大きくなっている。

アメリカの *BB* 曲線と *MM* 曲線の各々について USA1512 と USA1010 で比較すると、*BB* 曲線の MB ショック係数の絶対値に大きな変化はなく、*MM* 曲線の MB ショック係数の絶対値が大きくなっている。LSAP2 による *BB* 曲線の傾きの正常化に MB ショックの影響の増大は伴っていない。

但し、絶対値の大きさで日本とアメリカの結果を比較すると、非伝統的金融政策導入後の MB ショックの影響の程度は、*BB* 曲線と *MM* 曲線ともにアメリカの方が大きく、特に *MM* 曲線における違いが 100 倍以上と顕著である。

総じて、日本の資産市場一般均衡モデルは長期均衡に戻る途上にあり、アメリカの資産市場一般均衡モデルは長期均衡から乖離する可能性が続いていると言えよう。

6. 結論

本稿では、Cointegrated VAR を利用し資産市場一般均衡モデルについて、日本とアメリカの比較実証分析を行った。

主要な結果は次のように要約される。

(1) 量的・質的金融緩和政策が導入される前の日本の *BB* 曲線は、株価係数の符号が理論モデルと非整合的であったが、導入後に整合的となった。量的・質的金融緩和政策が日本の *BB* 曲線を正常な状態にしたと言える。だが、*BB* 曲線の傾きが急で *MM* 曲線の傾きが緩やかであるため、日本の *BB* 曲線と *MM* 曲線は長期均衡に戻る途上である。

(2) LSAP2 が導入される前のアメリカの *BB* 曲線は、株価係数の符号が理論モデルと非整合的であったが、導入後に整合的となった。LSAP2 がアメリカの *BB* 曲線を正常な状態にしたと言える。しかも、*BB* 曲線の傾きが緩やかで *MM* 曲線の傾きが急であるため、アメリカの *BB* 曲線と *MM* 曲線は長期均衡に戻る作用が正常な状況になった。

(3) アメリカの *MM* 曲線の長期均衡から乖離する作用が日本に極めて比べて大きいことが、アメリカが世界金融危機の震源地であることを示唆する。だが、資産市場一般均衡モデル（資産価格経路）が長期均衡に戻る作用に非伝統的金融政策の効果が表れ、日本との景気回復の違いが生じた可能性はある。そして、日米間で違いが見られる非伝統的金融政策の効果の要因のひとつが、「金融市場機能を修復する効果の相違」だと解釈できる⁽¹³⁾。

《注》

- (1) 本研究は、沖縄国際大学平成 28 年度特別研究費および科学研究費基盤研究 (C) (課題番号 23530398) による研究助成を受けている。記して感謝の意を表したい。
- (2) 宮尾 [2] における定義である。宮尾 [2] p.8。
- (3) 静学的一般均衡モデルにおける曲線のシフトの実証的な抽出が困難な理由は、Johansen and Juselius[14] で説明されている。Johansen and Juselius[14] p.11。
- (4) 資産市場一般均衡モデルは Tobin[20] が考案したモデルであるが、本稿第 2 節における理論的フレームワークの説明は宮尾 [2] に依っている。宮尾 [2] の参照先は、Tobin[20] の “7. A money-securities-capital model” だと考えられる。宮尾 [2] pp.74-79。Tobin[20] pp.23-26。
- (5) Cointegrated VAR を利用した実証研究は、Carlucci and Montaruli[4] で詳しくサーベイされている。Cointegrated VAR を利用して金融政策に関わる検証を行った先行研究として、Johansen and Juselius[14], Juselius[15], Johansen and Juselius[17], Dreger and Wolters[9], Clalida *et al*[10] などがある。
- (6) Wiedmann[21] pp.150-152。
- (7) Wiedmann[21] pp.97-99。
- (8) Belke and Beckmann[3] p.255。
- (9) 日本の長期金利・株価は内閣府 HP 景気動向指数より、マネタリーベース・実質実効為替レートは日本銀行 HP より取得した。アメリカのマネタリーベース・長期金利・失業率は Fred (Federal Reserve Economic Data) より取得し

た。株価は、2008 年までは Fred より、2007 年以前は Yahoo USA Finance より取得した。

- (10) Cointegrated VAR の導出は Johansen [12] と Juselius[16] に依っている。
- (11) R = 係数に関する先験的制約の数, G = モデル全体の内生変数の数, としたとき, 丁度識別の条件は「 $R=G-1$ および $\text{rank}=G-1$ 」であり, 本稿の全てのモデルで満たされている。加えて, 本稿のモデルは共和分ベクトルの識別制約を検証した Davidson[7] の条件も満たしている。

なお, Harris and Sollis[10] 及び Patterson[19] で, Cointegrated VAR における識別制約について, 比較的簡明な説明がされている。Harris and Sollis[10] pp.144-145。Patterson[19] pp.635-641。

- (12) (25) ~ (32) 式の MB ショックによる実証結果の解釈は, Juselius and Johansen[17] に倣っている。
- (13) 2011 年の日本経済学会におけるパネル討論, 塩路他 [1] に見られるように, 非伝統的金融政策が金融市場機能を修復する効果を持つことには, 学界で意見が一致している。だが, 日本の非伝統的金融政策が金融市場機能を修復する効果が, アメリカに比べて弱いことが確認された。

《参考文献》

- [1] 塩路悦朗・雨宮正佳・岩本康志・植田和男・本多佑三「非伝統的金融政策の評価 (パネル討論 II)」大垣昌夫・小川一夫・小西秀樹・田淵隆俊編『現代経済学の潮流 2012』第 7 章, pp.193-235, 2012 年。
- [2] 宮尾龍蔵『非伝統的金融政策: 政策当

- 事者としての視点』有斐閣, 2016 年。
- [3] Belke, A and Beckmann, J., “Monetary policy and stock prices — Cross-country evidence from cointegrated VAR models.” *Journal of Banking & Finance*, Vol.54, pp.254–265, 2015.
 - [4] Carlucci, F. and Montaruli, F., “Co — Integrating VAR Models and Economic Policy.” *Journal of Economic Surveys*, Vol.28, pp.68–81, 2014.
 - [5] Cheung, Y. W., and Lai, K. S., “Finite - Sample Sizes of Johansen’s Likelihood Ratio Test for Cointegration.” *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol.55, pp.313–328, 1993.
 - [6] Clalida, R., Sarno, L., Taylor, M. P. and Alente, G., “The Role of Asymmetries and Regime Shifts in the Term Structure of Interest Rates.” *Journal of Business*, Vol.79, pp.1193–1224, 2006.
 - [7] Davidson, J., “Identifying Cointegrating Regressions by The Rank Condition.” *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol.56, pp.105–110, 1994.
 - [8] Dickey, D. A. and W. A. Fuller, “Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root.” *Journal of American Statistical Association*, vol.74, 1979, pp.427–431.
 - [9] Dreger, C. and Wolters, J., “Unconventional Monetary Policy and Money Demand.” *Journal of Macroeconomics*, Vol.46, pp.40–54, 2015.
 - [10] Harris, R. and Sollis, R., *Applied Time Series Modelling and Forecasting*, Wiley, 2003
 - [11] Johansen, S., “Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models.” *Econometrica*, Vol.59, pp.1551–1580, 1991.
 - [12] Johansen, S., *Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*, Oxford University Press, 1995.
 - [13] Johansen, S. and Juselius, K., “Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration — With Application to the Demand for Money,” *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol.52, pp.169–210, 1990.
 - [14] Johansen, S. and Juselius, K., “Identification of the long-run and the short-run structure An application to the ISLM model.” *Journal of Econometrics*, Vol.63, pp.7–36, 1994.
 - [15] Juselius, K., “Changing Monetary Transmission Mechanisms within the EU.” *Empirical Economics*, Vol.23, pp.455–481, 1998.
 - [16] Juselius, K., *The Cointegrated VAR Model*, Oxford University Press, 2006.
 - [17] Juselius, K. and Johansen, S., “Extracting Information from the Data: a European View on Empirical Macro.” In D. Colander (Ed.), *Post Walrasian Macroeconomics: Beyond the Dynamic Stochastic General Equilibrium Model*, Cambridge University Press, 2006.
 - [18] Osterwald - Lenum, M., “A Note with Quantiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank Test.” *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol.54, pp. 461–472., 1992.

- [19] Patterson, K., *An Introduction to Applied Econometrics: A Time Series Approach*, Palgrave Macmillan, 2000.
- [20] Tobin, J., "A General Equilibrium Approach to Monetary Theory." *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 1, pp. 15–29.
- [21] Wiedmann, M., *Money, Stock Prices and Central Banks : A Cointegrated VAR Analysis*, Physica-Verlag, 2010.